VOLUMEN XIX Nº 37-38 JULIO-DICIEMBRE 1996

ECONOMIA

INDICE

ECONOMIA. Vol. XIX Nº 37-38 Julio-Diciembre 1996

DEVALUACION DEL TIPO DE CAMBIO, DOLARIZACION E INCERTIDUMBRE: UNA COMPARACION ENTRE BOLIVIA Y PERU

Paul D. McNelis*
Liliana Rojas-Suárez**

RESUMEN

Este artículo examina la persistencia de la dolarización en dos de las economías más dolarizadas de América Latina: Bolivia y Perú. La dolarización es relacionada no sólo con la tasa esperada de devaluación sino también con la incertidumbre de una devaluación, la cual es aproximada por la varianza condicional de la tasa de devaluación, aplicando un modelo de precios de activos financieros (capital asset-pricing model, CAPM) a la sustitución de monedas. Los resultados encontrados para ambos países sugieren que las políticas que simplemente se concentren en disminuir las expectativas de devaluación del tipo de cambio, sin reducir la incertidumbre respecto a éste, no serán efectivas para reducir la dolarización.

* Departamento de Economía, Georgetown University.

** Oficina del Economista Jefe, Banco Interamericano de Desarrollo.

I. INTRODUCCION

La reciente experiencia de dolarización en varios países latinoamericanos es muy conocida[1]. Habiendo estado expuestos a altas tasas de inflación y a agudas devaluaciones durante las décadas de los 70 y 80s, los residentes de estos países incrementaron sus tenencias de dólares americanos en un intento por proteger el valor real de su riqueza. Aún más, en la medida en que los problemas económicos continuaron, el dólar extendió su rol en estas economías para servir no sólo como depósito de valor sino también como medio de cambio y unidad de cuenta[2].

Explicar la creciente dolarización de estas economías en tiempos de creciente inestabilidad económica no fue difícil. Basados en variaciones del modelo de sustitución de monedas, un considerable número de trabajos empíricos realizados para América Latina, encontraron una relación inversa entre, por un lado, el ratio de saldos reales en moneda doméstica y en moneda extranjera y, por otro lado, la variación esperada del tipo de cambio[3]. Sin embargo, las predicciones del modelo no fueron acertadas durante los 90's, cuando muchos países latinoamericanos emprendieron serios procesos de estabilización y reformas que redujeron significativamente la tasa de inflación y la devaluación del tipo de cambio. A pesar de la drástica mejora en las condiciones macroeconómicas, la dolarización persistió.

Este trabajo estudia la persistencia de la dolarización en dos de los países latinoamericanos más dolarizados: Bolivia y Perú. En ambos países, períodos de hiperinflación y de agudas depreciaciones del tipo de cambio estuvieron asociados con significativos movimientos de transacciones en

---

1 Los países más dolarizados en América Latina son Argentina, Bolivia, Perú y Uruguay.

2 Para una revisión de las principales cuestiones relacionadas al proceso de dolarización en países en desarrollo, véase Calvo y Vegh (1992). Krueger y Ha (1995) se refieren al uso simultáneo de moneda doméstica y moneda extranjera como "co-circulación".

3 Los trabajos empíricos representativos de sustitución de monedas en América Latina son: Ortiz (1983), Ramírez-Rojas (1985), Márquez (1985), Canto (1985), Fasano-Filho (1986), Rojas-Suárez (1992). Inicialmente los modelos de sustitución de monedas se desarrollaron para países industrializados (ver, por ejemplo, Miles (1978), Boyer (1978), Bilson (1978), Girton y Roper (1981) y McKinnon (1982)). Modelos teóricos que capturan las características particulares de los mercados financieros en países en desarrollo fueron desarrollados por Calvo y Rodríguez (1977) y Frenkel y Rodríguez (1982).

moneda doméstica a transacciones en moneda extranjera. Asimismo, en ambos países, aunque en diferentes momentos, esfuerzos estabilizadores acabaron con el período de alta inflación y devaluación. De ambos países, Bolivia fue el primero en emprender las reformas, cuando un drástico programa de estabilización iniciado en 1985 redujo la tasa de inflación anual de más de 20,000% a menos de 20% en 1986, donde permaneció a comienzos de los 90's. En el Perú, el programa de estabilización se inició en el segundo semestre de 1990 y redujo la inflación de su nivel pico de 3,000 % (mediados de los 90's) a menos de 40% en 1994. A lo largo de toda la década pasada, en ambos países, tanto en momentos de alta inflación como en momentos de estabilización o de éxito post-estabilización, la dolarización continuó.

¿Qué es entonces lo que explica la persistencia de la dolarización? Dicho de otra manera, ¿cuáles son los factores que explican la caída en la tenencia de saldos reales en moneda nacional y que los modelos de sustitución de monedas no logran captar? ¿Por qué el modelo de sustitución de monedas ha dejado de ser una función estable luego de la reversión de los procesos inflacionarios en América Latina[4]?

Recientemente, se han planteado una serie de especificaciones alternativas en un intento por resolver las interrogantes mencionadas. Los modelos usados se han basado principalmente en costos de transacción para explicar irreversibilidades en los procesos de dolarización.

En el modelo de Guidotti y Rodríguez (1992), los costos de transacción de cambiarse de una moneda a otra (justificados por el supuesto de existencia de economías de escala cuando se usa una sola moneda) implican que existe un rango inflacionario donde el grado de dolarización permanece constante. Uribe (1995) desarrolla un modelo donde los costos de transacción de cambiarse de una moneda a otra dependen del grado de dolarización de la economía. Desde el punto de vista del individuo, resulta más costoso cambiar de moneda nacional a moneda extranjera cuando la economía no está dolarizada que cuando si lo está. Para desdolarizarse, los agentes pueden requerir una

4 Un problema similar se presentó en los Estados Unidos después de 1973 cuando la función convencional de demanda por dinero dejó de ser estable. Cuando el modelo tradicional se estimó incluyendo años antes y después de 1973, resultaron parámetros con valores no razonables. Este rompecabezas se conoció como "El caso del dinero perdido" y varias alternativas fueron formuladas para explicar este fenómeno.

tasa de inflación muy baja que los induzca a recuperar sus habilidades en el uso de la moneda doméstica. Mas recientemente, Peiers y Wrase (1995) explican la persistencia de la dolarización a través de externalidades de redes, ya que existen eficiencias que resultan de establecer una red de usuarios del dólar que no pueden ser revertidas simplemente por una estabilización con credibilidad.

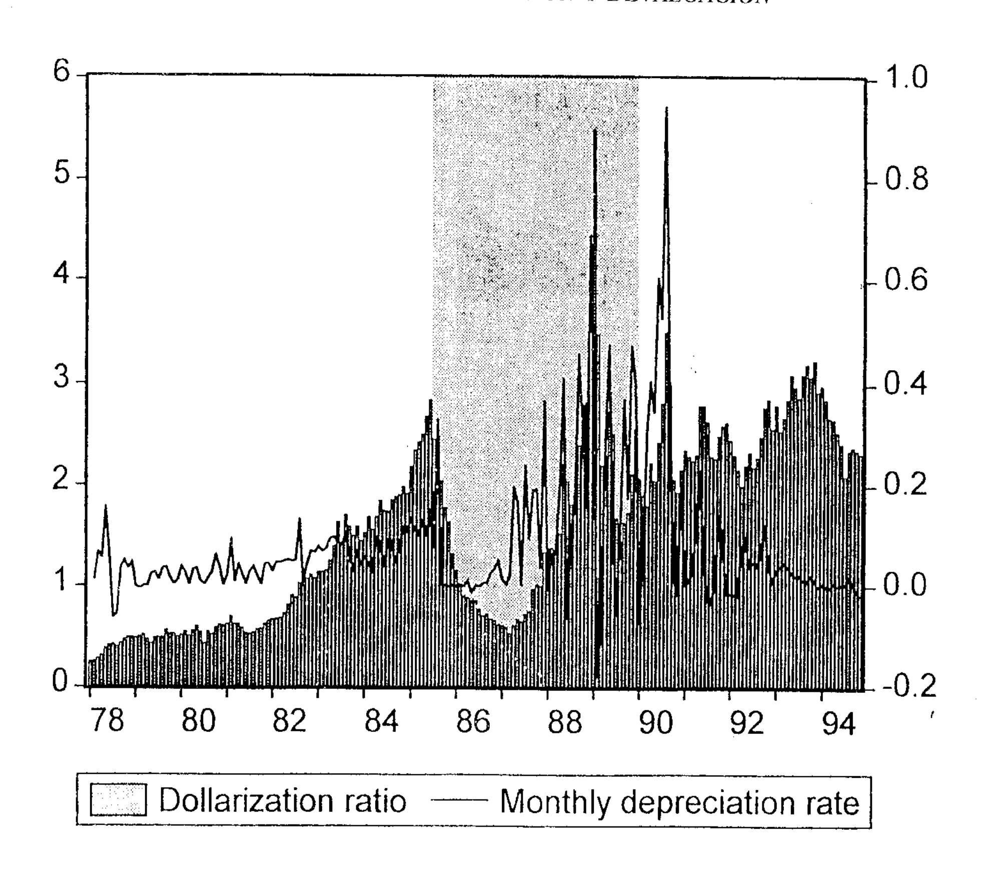
Este artículo ofrece una racionalidad alternativa para la persistencia de la dolarización, la cual no está relacionada ni con costos de transacción ni con externalidades en el aprendizaje. En cambio, extendemos el modelo estándar de sustitución de monedas para afirmar que en economías que han sufrido procesos hiperinflacionarios, la dolarización se relaciona no sólo con las expectativas de devaluación del tipo de cambio, sino también con la *incertidumbre* acerca de dichas tasas de devaluación. En el contexto de economías donde se usa una sola moneda, el argumento no es nuevo. Como lo señala Khan (1977), episodios de hiperinflación se caracterizan no sólo por altas sino también más variables tasas de inflación. Como lo evidencian las experiencias de Bolivia y Perú, los episodios de inflación extrema también estuvieron acompañados de devaluaciones agudas y volátiles (ver figuras 1 y 2). Bajo condiciones de alta inflación y devaluación drástica del tipo de cambio, cuando el valor real de los activos denominados en moneda doméstica cae fuertemente, una mayor incertidumbre sobre la economía se convierte en un factor adicional que induce a los agentes económicos a cambiar sus tenencias en moneda nacional por moneda extranjera.

En esta explicación alternativa, una reversión del proceso de dolarización requiere no sólo de una reducción en la tasa esperada de devaluacion sino también una tasa esperada de variación del tipo de cambio que sea menos volátil. Si se cumplen estas condiciones, la persistencia de la dolarización puede ser sólo un fenómeno temporal que se da mientras los agentes económicos se ajustan al nuevo tipo de cambio de equilibrio asociado a una economía más estable.

El modelo de sustitución de monedas, bajo esta perspectiva, se comportó adecuadamente en las fases iniciales de los períodos de alta inflación porque el primer momento de la devaluación fue tan grande que dominó a todos los demás factores, incluyendo variables omitidas, tales como la incertidumbre. Luego de la estabilización, el factor incertidumbre se hace más importante al caer la tasa esperada de devaluación.

FIGURA 1: *BOLIVIA: DOLARIZACION Y DEVALUACION*

FIGURA 2: *PERU: DOLARIZACION Y DEVALUACION*



El modelo que usamos, con devaluación esperada e incertidumbre, aproximada por el segundo momento de la tasa de variación de la devaluación, incorpora las no linealidades y asimetrías enfatizadas por los modelos de dolarización con costos de transacción y aprendizaje. En este sentido, nuestro trabajo es consistente con las predicciones de estos modelos.

El resto este artículo está organizado como sigue: la sección II deriva una relación de equilibrio entre el ratio de moneda doméstica a moneda extranjera, la tasa de devaluación y la incertidumbre de devaluación, extendiendo un modelo simple de precios de activos, CAPM, al caso en el cual se permite la circulación de dos monedas. El modelo CAPM provee una razón para incluir el segundo momento de la devaluación, como una proxy de la incertidumbre, como un determinante del ratio de dolarización. La sección III analiza la información para Bolivia y Perú y estima una proxy de la incertidumbre de devaluación con métodos generalizados de heterocedasticidad condicional autorregresiva (GARCH). Esta sección muestra que un equilibrio de largo plazo, que relaciona dolarización, devaluación del tipo de cambio e incertidumbre respecto al tipo de cambio no puede ser rechazado por tests de cointegración de Johansen-Juselius. La sección III también muestra que el modelo de ajuste de corto plazo de dolarización con corrección de errores se ajusta a los datos de ambos países bastante bien, sin sobre o sub-predicción sistemáticos, con una performance significativamente mejor a la del modelo estándar de sustitución de monedas. La sección IV evalúa las amplias implicaciones de política del análisis empírico y presenta las conclusiones.

II. EL MODELO CAPM DE DOLARIZACION

El modelo de esta sección extiende la metodología utilizada por Sweeney (1988) para derivar la demanda por saldos reales en una economía donde se mantienen dos monedas. Bajo este enfoque, el ratio de dinero doméstico a dinero extranjero depende no sólo de las variaciones en el tipo de cambio sino también de la *variabilidad* o incertidumbre en relación a la variación del tipo de cambio.

Considérese una economía donde los agentes mantienen un portafolio de activos y necesitan decidir sobre sus tenencias de saldos reales. Los residentes domésticos pueden mantener tanto moneda doméstica como extranjera. Dado un nivel de precios doméstico y un tipo de cambio (definido como

el valor doméstico de una unidad de moneda extranjera), las utilidades marginales (marginal convenience yields) de los saldos reales en moneda doméstica, m, y de los saldos reales en moneda extranjera, f, pueden ser expresadas como:

$$\ell_1(m,f,y) \quad \text{with} \quad \ell_{1m}<0,\ \ell_{1f}<0,\ \ell_{1y}>0 \tag{1}$$

$$\ell_2(m,f,y) \quad \text{with} \quad \ell_{2m}<0,\ \ell_{2f}<0,\ \ell_{2y}>0 \tag{2}$$

donde: m = M/P, f = FS/P

M = stock de dinero doméstico

F = stock de dinero extranjero

S = tipo de cambio

P = nivel de precios doméstico

y = nivel de actividad económica real

Siguiendo a Sweeney (1988), se asume que l_1 y l_2 son determinísticos[5]. Los signos negativos de l_{1f} y l_{2m} indican que m y f son sustitutos; o sea, que a mayores tenencias de saldos reales en moneda extranjera, menor es la utilidad marginal de los saldos reales en moneda doméstica. También se asume que $0<\ell_{1f}/\ell_{1m}<1$ y que $0<\ell_{2f}/\ell_{2f}<1$, para indicar que ambas monedas son sustitutos imperfectos.

Dado que el nivel doméstico de precios y el tipo de cambio son variables estocásticas, los retornos reales de mantener las dos monedas (R_m y R_f, respectivamente) son:

$$R_m = \ell_1 - \pi \tag{3}$$

$$R_f = \ell_2 + \theta - \pi \tag{4}$$

5 Como se hará evidente más adelante, este supuesto simplifica tremendamente el análisis. Por simplicidad, se asume también que el nivel de ingreso real tiene el mismo efecto sobre las utilidades marginales de ambas monedas.

donde: π es la tasa de inflación

θ es la tasa de variación del tipo de cambio

Siguiendo a Sweeney (1988), uno puede usar el modelo CAPM para encontrar los valores de equilibrio de m y f. El equilibrio en el CAPM se obtiene cuando el retorno esperado de los saldos reales de dinero es igual a la tasa requerida de retorno del dinero real. Por lo tanto:

$$ER_m = \ell_1 - E\pi = RR_m \tag{5}$$

$$ER_f = \ell_2 + E\theta - E\pi = RR_f \tag{6}$$

donde RR_m y RR_f denotan las tasas requeridas de retorno de los saldos reales en moneda doméstica y en moneda extranjera, respectivamente, y E es el operador de esperanza.

El modelo CAPM requiere que para cualquier activo i:

$$RR_i = E(R_z) + [E(R_g) - E(R_z)]\beta_i \tag{7}$$

donde R_z es el retorno del portafolio de varianza mínima, que no está correlacionado con el portafolio de mercado; R_g es el retorno del portafolio de mercado, y

$$\begin{aligned}\beta_i = \frac{\sigma_{ig}}{\sigma_g^2} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_g)}{\text{Var}(R_g)} \\ = \rho_i(\sigma_i / \sigma_g)\end{aligned} \tag{8}$$

donde σ denota la desviación estándar y ρ_i el coeficiente de correlación entre el retorno del activo i y el retorno del portafolio de mercado.

Una formulación común de la tasa esperada del portafolio de mercado es:

$$E(R_g) = E(R_z) + a\sigma_g \tag{9}$$

Sustituyendo (8) en (7) arroja:

$$RR_i = E(R_z) + a\beta_i\sigma_g \tag{10}$$

Utilizando (8) y (10) en las ecuaciones (5) y (6) y recordando que l_1 y l_2 fueron asumidas como funciones determinísticas, obtenemos[6]:

$$\begin{aligned} \ell_1 - E\pi &= E(R_z) + a\sigma_g\rho_m(\sigma_\pi / \sigma_g) \\ &= E(R_z) + a\rho_m\sigma_\pi \end{aligned} \tag{11}$$

$$\begin{aligned} \ell_2 + E\theta - E\pi &= E(R_z) + a\sigma_g\rho_f\left(\frac{\sqrt{\sigma_\theta^2 + \sigma_n^2 + 2\sigma_{\theta\pi}}}{\sigma_g}\right) \\ &= E(R_z) + a\rho_f\sqrt{\sigma_\theta^2 + \sigma_\pi^2 + 2\sigma_{\theta\pi}} \end{aligned} \tag{12}$$

Ahora se investigará el comportamiento de la demanda por monedas en una situación estable (steady state). Las expectativas en una situación estable se cumplen y los niveles de las variables reales se suponen constantes, incluyendo los niveles de m y f. Asumiendo que el stock de moneda extranjera sólo puede cambiarse a través de variaciones en las reservas de tipo de moneda extranjera, un tipo de cambio flexible implicaría un stock constante de F en la situación estable. O sea, $\theta = \pi$.

6 Nótese que por la ecuación (3), el supuesto que l_1 es determinístico, implica que $\sigma_m = \sigma_\pi$. De la ecuación (4):

$$\sigma_{R_f} = \sqrt{\sigma_\theta^2 + \sigma_\pi^2 + 2\sigma_{\theta\pi}}$$

Por lo tanto, el cociente de las ecuaciones (11) y (12) en la situación estable puede escribirse como:

$$\frac{\ell_1}{\ell_2} = \frac{\theta + R_z + a\rho_m\sigma_\theta}{R_z} \tag{13}$$

Nótese que la condición de equilibrio de la situación estable, $l_2 = R_z$, implica que la moneda extranjera se convierte en un activo "libre de riesgo", ya que su retorno es determinístico. La ecuación (14) expresa esto de la siguiente manera:

$$\frac{\ell_1}{\ell_2} = b_0 + b_1\theta + b_2\sigma_\theta \tag{14}$$

donde: $b_0 = 1$

$b_1 = 1/R_z$

$b_2 = a\rho_m/R_z$

Dado que se asume que l_1 y l_2 son funciones lineales, la ecuación (14) implica que:

$$\frac{m}{f} = d(\theta, \sigma) \qquad \begin{matrix} d_1 < 0 \\ d_2 < 0 \end{matrix} \tag{15}$$

La ecuación (15) muestra, para una situación estable, que el ratio de saldos reales en moneda doméstica y en moneda extranjera es afectado inversamente tanto por el tipo de cambio como por la variabilidad de éste.

Claro está que la variabilidad del tipo de cambio puede estar relacionada de manera no lineal con los niveles pasados del tipo de cambio, de manera que la relación puede ser más compleja. De manera similar, los ajustes de corto plazo del ratio de dolarización pueden depender de la relación de largo plazo, con un mecanismo lineal o no lineal de corrección de errores. Así, las implicancias de la relación entre dolarización, devaluación, e incertidumbre en una situación estable para el análisis econométrico y predicciones de corto

plazo, podrían requerir tomar primeras diferencias de algunas de estas variables, así como mecanismos más complejos de tipo no lineal.

III. IMPLEMENTACION EMPIRICA Y ANALISIS

El modelo desarrollado sugiere una relación de equilibrio en el largo plazo entre el ratio de dinero doméstico y dinero extranjero, m/f, y la tasa de devaluación θ, o la incertidumbre de devaluación σ_θ, y un proceso de corrección de errores de corto plazo de las primeras diferencias de estas variables.

Para explorar y comparar estas relaciones en Bolivia y Perú, los estimados GARCH de la incertidumbre de devaluación fueron estimados inicialmente por métodos de máxima verosimilitud. Los parámetros GARCH y los cuadrados de los errores de predicción rezagados, generaron series de tiempo para la varianza condicional de devaluación de cada país[7].

Se examinó entonces el grado de integración del ratio de dolarización, la tasa de devaluación y la varianza condicional, para encontrar cuál de estas variables, si alguna, debía ser analizada en niveles o en primeras diferencias. Para lograr cointegración, se aplicó entonces el test de raíz característica máxima de Johansen-Juselius (1990) para determinar el número de vectores cointegrados significativos, o relaciones de equilibrio, entre las variables estacionarias en primeras diferencias. Finalmente, se usó un modelo de corrección de errores para mostrar que el vector de cointegración tiene efectos significativos en la dinámica de corto plazo de la dolarización[8]. El modelo de corrección de errores reproduce fielmente los ratios de dolarización observados en ambos países, y supera a los modelos estándar de sustitución de

---

7 EL proceso de estimaciones GARCH fue introducido por Bollerslev (1986). Una copia del programa de máxima verosimilitud para la estimación de los parámetros GARCH, que hace uso del MATLAB Optimization Toolbox de Grace (1990), puede solicitarse al primer autor.

8 Miller (1991) ha mostrado que el uso del método VAR no restringido, sin variables de corrección de errores, puede conducir a serios errores de especificación en la estimación de sistemas dinámicos.

monedas que relacionan la dolarización únicamente con la tasa esperada de devaluación[9].

A. *Bolivia*

En el caso de Bolivia, la información sobre devaluación y dolarización proviene del Banco Central. El ratio de dolarización se mide como el ratio de depósitos en dólares y depósitos de corto plazo en bancos domésticos. Dado que sólo existe información sobre depósitos en dólares después de la estabilización, nuestra muestra de datos mensuales empieza en 1986. La figura 1 muestra el incremento en el ratio de dolarización después de la caída en la tasa mensual de devaluación de los niveles hiperinflacionarios de 1985 (no mostrados) a niveles moderados después de 1987.

El cuadro 1 presenta nuestro análisis empírico para Bolivia. El panel A contiene los estimados GARCH para generar una variable aproximada SIGVOL que mide la incertidumbre o variabilidad de la devaluación, σ_θ, para la tasa observada de devaluación DEVAL. En los modelos GARCH, SIGVOL es conocido como la varianza condicional. El proceso GARCH para la incertidumbre de devaluación, se hace bajo el supuesto que el tipo de cambio sigue un paseo aleatorio. De esta manera, el proceso GARCH mide el error de predicción en el período t como el cuadrado de la primera diferencia de la tasa de devaluación.

El panel A muestra los coeficientes de los cuadrados de los errores de predicción rezagados y las varianzas condicionales rezagadas. El cuadrado del error de predicción rezagado es significativo, mientras que la varianza condicional rezagada no lo es. El coeficiente autoregresivo para la varianza condicional también muestra una baja persistencia[10].

El panel B muestra que uno puede rechazar con un 5% de significancia la hipótesis de raíz unitaria en la tasa de devaluación, mientras que no se

9 Kamin y Ericsson (1985) han utilizado un número más amplio de variables para estudiar la dolarización en Argentina con métodos similares a los de cointegración/corrección de errores, pero no incluyeron incertidumbre.

10 En términos econométricos, la varianza condicional para Bolivia sigue un proceso GARCH (1,0), o sea, un proceso ARCH (1).

CUADRO 1
BOLIVIA 1988-1994

BOLIVIA 1988-1994

Panel A: Exchange-Rate Uncertainty

Term	Value	T-Stat
C	0.0625	2.68
e-sq(-1)	1.0524	3.06
SIGVOL(-1)	0.0615	1.04

Panel B: Test of Stationarity of Variables

Variable	*Value*	*MacKinnan Critical Value - 5% level*
DEPRE	-2.2800	-1.9400
Dolrat2	-1.44	-1.94
Sigvol		

*-Non-stationary by coefficient values of estimated process.

Panel C: Cointegrating Vectors Among Non-Stationary Variables

No. of Cointegrating Vectors	Lik. Ratio	5% Value
None	19.5600	12.5300
At most one	1.18	6.51

PANEL D: ERROR-CORRECTION MODEL ESTIMATES

		General Model		Specific Model	
Arguments:	*Sym*	Coeff	T-Stat	Coeff	T-stat
CVEC(-1)	b1	0.041	1.12	-0.007	1.53
Sigvol(-1)	b2	-0.116	0.98	0.2922	1.23
D(DOLRAT2(-1))	c1	-0.576	3.74	-0.382	3.6
D(DOLRAT2(-2))	c2	-0.261	1.6		
D(DOLRAT2(-3))	c3	-0.167	1		
D(DOLRAT2(-4))	c4	-0.014	0.08		
D(DOLRAT2(-5))	c5	-0.103	0.67		
D(DOLRAT2(-6))	c6	-0.095	0.69		
DEPRE(-1)	d1	0.56	1.33	0.644	2.44
DEPRE(-2)	d2	-0.153	0.34		
DEPRE(-3)	d3	0.732	1.68		
DEPRE(-4)	d4	0.497	1.13		
DEPRE(-5)	d5	0.077	0.18		
DEPRE(-6)	d6	-0.383	0.889		
D(SIGVOL(-1))	s1	-0.002	1.003		
D(SIGVOL(-2))	s2	-0.002	0.967		
D(SIGVOL(-3))	s3	-0.002	1.65		
D(SIGVOL(-4))	s4	-0.003	1.87		
D(SIGVOL(-5))	s5	-0.001	1.42		
D(SIGVOL(-6))	s6	-0.0002	0.323		
Diagnostics:					
R-squared	0.947			0.947	
Adj. R-squared	0.945			0.945	
Durbin-Watson	2.104			2.1	
Sum sq.resids	0.0192			0.0192	
S.E. equation	0.015			0.016	
Wald Test:b1=b2=0	12.86			32.41	

Notation: DOLRAT2: dollarization ratio; DEPRE: rate of depreciation
SIGVOL: conditional variance of depreciation; D(.): difference operator
CVEC: cointegration vector; LR: likelihood ratio; CV: critival value

puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria en el ratio de dolarización, de acuerdo a los valores críticos tabulados por MacKinnon (1990). Para la varianza condicional, una transformación no lineal generada artificialmente de la tasa de devaluación, hacemos uso del Teorema 2 en Nelson (1990): el logaritmo de la suma de coeficientes del cuadrado del error de predicción rezagado y de la varianza condicional rezagada, es mayor que cero. Por lo tanto, existe evidencia que tanto el ratio de dolarización como la incertidumbre del tipo de cambio son integrados de primer orden. Por supuesto, la proxy de incertidumbre es una función no lineal de la tasa de devaluación.

El panel C presenta el test de cointegración de Johansen-Juselius entre las dos variables integradas de primer orden. Los resultados del test muestran que se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración de vectores a favor de un vector cointegrado. Por lo tanto, el análisis empírico evidencia una relación de largo plazo entre la dolarización y la incertidumbre del tipo de cambio, teniendo la devaluación una relación indirecta a través de su efecto sobre la incertidumbre.

Por supuesto, la relación de largo plazo puede tener efectos retroactivos sobre el ajuste del ratio de dolarización en el corto plazo, mientras que la tasa de devaluación tendría efectos directos sobre las primeras diferencias del ratio de dolarización. Para evaluar la presencia de un proceso de corrección de errores de corto plazo, estimamos el siguiente modelo dinámico, relacionando el cambio en el ratio de dolarización, Δf, al vector de cointegración rezagado, a sus propios rezagos, y a rezagos en la tasa de devaluación, θ, y en las primeras diferencias en la variable incertidumbre, $\Delta\sigma$:

$$\Delta f_t = b_1 [f_{t-1} - b_2 \sigma_{t-1}] + \sum_{i=1}^{6} c_1 \Delta f_{t-i} + \sum_{i=1}^{6} d_i \theta_{t-1} + \sum_{i=1}^{6} s_i \Delta\sigma_{t-1} \qquad (16)$$

Siguiendo a Hendry (1995), estimamos la ecuación (16) con mínimos cuadrados no lineales y corrección heterocedástica, en el enfoque general a especifico: se estima primero con rezagos muy altos y de allí los términos insignificantes son omitidos gradualmente y se reduce la ecuación a un menor numero de regresores.

En el panel D del cuadro 1, reportamos los coeficientes estimados de ambas ecuaciones dinámicas, la general y la reducida específica. En la

ecuación general, sólo son significativas las primeras diferencias rezagadas del ratio de dolarización, mientras que los dos coeficientes del término de corrección de errores muestran signo equivocados: un ratio de dolarización por encima del ratio deseado conduce a mayor acumulación, y la incertidumbre reduce el ratio deseado de dolarización. Sin embargo, en la ecuación específica los signos de los coeficientes del vector de cointegración rezagado son los esperados, y tanto la primera diferencia rezagada del ratio de dolarización como el nivel rezagado de la tasa de devaluación son significativos. Mientras los estadísticos t individuales de los coeficientes del vector de cointegración rezagado no son significativos, tests de Wald, reportados debajo de la ecuación, muestran que la hipótesis nula de insignificancia conjunta puede ser rechazada.

El poder explicativo total de la ecuación específica es bastante alto, casi igual al de la ecuación general. Los resultados de la estimación son, por lo tanto, consistentes con el modelo que plantea que existe una relación de largo plazo entre la dolarización, la devaluación y la incertidumbre del tipo de cambio, el cual explica en gran medida la persistencia de la dolarización.

B. Perú

La información sobre devaluación y dolarización provino del Banco Central de Reserva del Perú. La tasa de devaluación es la del mercado paralelo, y el ratio de dolarización es el ratio entre depósitos en dólares en bancos domésticos y extranjeros y depósitos totales de corto plazo. La figura 2 ilustra el ajuste de ambas variables. La parte sombreada entre 1985:06 y 1990 representa un período de des-dolarización forzada en el Perú cuando el gobierno de García prohibió los depósitos en moneda extranjera en bancos nacionales. Esta acción condujo a una fuga de capitales y a un incremento de los depósitos en dólares fuera del país. El mayor ratio de dolarización a fines de 1989, correspondiente a una etapa de alta inestabilidad del tipo de cambio, refleja el aumento de los depósitos en dólares en el extranjero. En 1990 se permitieron nuevamente los depósitos en dólares en el sistema bancario peruano[11].

---

11 Véase Rojas -Suárez (1992) para una mayor descripción del proceso de dolarización en el Perú.

Para examinar las interrelaciones entre dolarización, devaluación e incertidumbre de devaluación, examinamos los procesos de cointegración y de corrección de errores para dos períodos: 1978-1985 y 1990-1994 en los cuadros 2 y 3[12].

1. Perú, 1978-1985

Para medir la incertidumbre de devaluación, la estimación del modelo GARCH en el Panel A del cuadro 2, muestra que tanto el cuadrado del error de predicción como la varianza condicional rezagada, son significativos. Sin embargo, los coeficientes muestran que la varianza condicional presente es ligeramente más dependiente del cuadrado del error de predicción que del efecto de persistencia dado por la varianza condicional rezagada.

El Panel B muestra una situación similar a la observada para Bolivia: tanto el ratio de dolarización como la incertidumbre del tipo de cambio son integrados de primer orden, mientras que la tasa de devaluación es integrada de orden cero. El Panel C muestra que podemos rechazar la hipótesis nula de que no existe vector cointegrado.

EL Panel D también muestra resultados similares a los de Bolivia. En el modelo específico de corrección de errores, tenemos un mecanismo de corrección con los signos esperados para b_1 y b_2, y el test de Wald confirma su significancia conjunta. Adicionalmente, hay valores significativos para las diferencias de primer orden rezagadas del ratio de dolarización y para el primer rezago de la tasa de devaluación. El poder explicativo total de la ecuación es también bastante alto, casi idéntico al poder explicativo total de la ecuación general.

Los resultados para el Perú, como aquellos para Bolivia, sugieren que la incertidumbre de devaluación es importante y es de mucha importancia en el ajuste de las primeras diferencias de devaluación y dolarización, donde es vista como parte de una relación de equilibrio de largo plazo con la devaluación y la dolarización.

12 Un análisis del período completo, con una variable dummy que captura el intento del gobierno de García de desdolarizar la economía por decreto, arroja resultados similares a los obtenidos para los dos sub-períodos.

CUADRO 2
PERU 1978-1985

PERU 1978-1985

Panel A: Exchange-Rate Uncertainty

Term	Value	T-Stat
C	0.3479	1.84
e-sq(-1)	0.8272	5.69
SIGVOL(-1)	0.4102	7.87

Panel B: Test of Stationarity of Variables

Variable	*Value*	*MacKinnan Critical Value - 5% level*
DEPRE	-2.1600	-1.9400
Dolrat2	-0.3345	-1.94
Sigvol	*	

* Non-stationary by coefficient values of estimated process.

Panel C: Cointegrating Vectors Among Non-Stationary Variables

No. of Cointegrating Vectors	Lik. Ratio	5% Value
None	15.2500	12.5300
At most one	0.233	3.84

PANEL D: ERROR-CORRECTION MODEL ESTIMATES

		General Model		Specific Model	
Arguments:	*Sym*	Coeff	T-Stat	Coeff	T-stat
CVEC(-1)	b1	0.002	0.082	-0.0344	1.46
Sigvol(-1)	b2	-0.387	0.081	0.0338	1.87
D(DOLRAT2(-1))	c1	-0.62	5	-0.556	4.52
D(DOLRAT2(-2))	c2	-0.239	1.63	-0.27	1.93
D(DOLRAT2(-3))	c3	0.114	0.79	0.0656	0.689
D(DOLRAT2(-4))	c4	-0.369	2.53	-0.3053	2.35
D(DOLRAT2(-5))	c5	-0.298	1.93	-0.295	2.12
D(DOLRAT2(-6))	c6	-0.204	1.44	-0.1926	1.52
DEPRE(-1)	d1	0.014	3.57	0.0102	3.01
DEPRE(-2)	d2	-0.015	2.46		
DEPRE(-3)	d3	0.008	1.41		
DEPRE(-4)	d4	-0.001	0.296		
DEPRE(-5)	d5	0.003	0.694		
DEPRE(-6)	d6	-0.005	1.09		
D(SIGVOL(-1))	s1	0.001	2.42		
D(SIGVOL(-2))	s2	-0.0004	0.769		
D(SIGVOL(-3))	s3	7E-06	0.015		
D(SIGVOL(-4))	s4	-0.0004	0.76		
D(SIGVOL(-5))	s5	0.0006	1.35		
D(SIGVOL(-6))	s6	0.0001	0.408		
Diagnostics:					
R-squared		0.989		0.988	
Adj. R-squared		0.986		0.987	
Durbin-Watson		1.96		1.92	
Sum sq.resids		0.335		0.381	
S.E. equation		0.074		0.071	
Wald Test:b1=b2=0		21.32		60.1	

Notation: DOLRAT2: dollarization ratio; DEPRE: rate of depreciation
SIGVOL: conditional variance of depreciation; D(.): difference operator
CVEC: cointegration vector; LR: likelihood ratio; CV: critival value

CUADRO 3
PERU 1990-1994

PERU 1990-1994

Panel A: Exchange-Rate Uncertainty

Term	Value	T-Stat
C	0.2065	1.47
e-sq(-1)	0.4738	2.84
SIGVOL(-1)	0.6334	2.21

Panel B: Test of Stationarity of Variables

Variable	*Value*	*MacKinnan Critical Value - 5% level*
DEPRE	-2.0600	1.9400
Dolrat2	-0.0773	-1.94
Sigvol	*	

* Non-stationary by coefficient values of estimated process.

Panel C: Cointegrating Vectors Among Non-Stationary Variables

No. of Cointegrating Vectors	Lik. Ratio	5% Value
None	22.0300	12.5300
At most one	0.33	3.84

PANEL D: ERROR-CORRECTION MODEL ESTIMATES

		General Model		Specific Model	
Arguments:	*Sym*	Coeff	T-Stat	Coeff	T-stat
CVEC(-1) ^ 2	b1	-0.03	1.86	-0.003	0.689
Sigvol(-1)	b2	-0.001	2.25	0.003	1.67
D(DOLRAT2(-1))	c1	-0.152	0.818		
D(DOLRAT2(-2))	c2	-0.107	0.576		
D(DOLRAT2(-3))	c3	-0.04	0.216		
D(DOLRAT2(-4))	c4	-0.183	0.917		
D(DOLRAT2(-5))	c5	-0.05	0.252		
D(DOLRAT2(-6))	c6	-0.222	1.31		
DEPRE(-1)	d1	0.001	0.273	0.003	1.99
DEPRE(-2)	d2	0.017	2.25		
DEPRE(-3)	d3	-0.009	1.13		
DEPRE(-4)	d4	-0.005	0.74		
DEPRE(-5)	d5	-0.013	1.97		
DEPRE(-6)	d6	0.008	1.05		
D(SIGVOL(-1))	s1	0.0001	0.59		
D(SIGVOL(-2))	s2	0.0001	1.01		
D(SIGVOL(-3))	s3	0.0002	1.78		
D(SIGVOL(-4))	s4	5.2E-05	0.402		
D(SIGVOL(-5))	s5	-0.0001	0.015		
D(SIGVOL(-6))	s6	-1.3E-06	0.015		
Diagnostics:					
R-squared		0.794		0.644	
Adj. R-squared		0.662		0.631	
Durbin-Watson		1.96		2.23	
Sum sq.resids		1.33		2.83	
S.E. equation		0.207		0.227	
Wald Test:b1=b2=0		66.67		212.42	

Notation: DOLRAT2: dollarization ratio; DEPRE: rate of depreciation
SIGVOL: conditional variance of depreciation, D(.): difference operator
CVEC: cointegration vector; LR: likelihood ratio; CV: critival value

2. *Perú, 1990-1994*

El Panel A del cuadro 3, muestra parámetros GARCH significativos, mientras que el Panel B muestra que el ratio de dolarización es un proceso integrado de primer orden, mientras que la tasa de devaluación es estacionaria. El Panel C nos dice que podemos rechazar la hipótesis nula de vectores no cointegrados.

La estimación del modelo de corrección de errores de la ecuación (16) no resultó apropiada para esta sub-muestra, por lo que el modelo fue re-especificado de la siguiente manera:

$$\Delta f_t = b_1 [f_{t-1} - b_2\sigma_{t-1}]^2 + \sum_{i=1}^{6} c_i \Delta f_{t-1} + \sum_{i=1}^{6} d_i \theta_{t-i} + \sum_{i=1}^{6} s_i \Delta\sigma_{t-i} \qquad (17)$$

La ecuación (17) muestra el espíritu de los modelos de demanda de dinero estimados por Hendry y Ericsson (1991). Ellos introdujeron el nivel rezagado, el cuadrado y el cubo de los vectores de cointegración [f - b_2 - σ] para permitir que los ajustes de corto plazo varíen en un mecanismo no lineal con el grado de desequilibrio.

Mientras que el nivel rezagado y la transformación cúbica mostraron ser no significativos, el rezago al cuadrado mostró ser significativo. En la ecuación reducida específica vemos que el vector de cointegración tiene el signo correcto para la incertidumbre, que los coeficientes b_1 y b_2 son significativos en forma conjunta, y que el ajuste de la dolarización en el corto plazo también depende de la tasa rezagada de devaluación. Si bien el ajuste en el período más reciente en el Perú es un proceso no lineal más complejo, los resultados muestran que la dolarización está fuertemente relacionada con la devaluación del tipo de cambio y con la incertidumbre.

IV. IMPLICACIONES DE POLITICA Y CONCLUSIONES

El resultado principal de este artículo es que dolarización, devaluación e incertidumbre están interrelacionadas en un equilibrio de largo plazo, y esta interrelación tiene sus efectos en los ajustes de estas variables en el corto plazo. Dado que el término de varianza condicional en la relación de cointegración de largo plazo es una transformación no lineal de los errores

de predicción pasados, nuestro modelo ofrece una explicación para las asimetrías en la dolarización que es alternativa a las de otros estudios. De manera similar, el modelo de corrección de errores para el ajuste de corto plazo es consistente con un proceso de aprendizaje que toma tiempo, o con costos de transacción que inhiben un ajuste rápido de los ratios de dolarización observados a los deseados.

Hemos utilizado el modelo GARCH de incertidumbre de devaluación como una variable proxy de la incertidumbre. ¿Qué sucede si el tipo de cambio es fijo, como es el caso de Argentina desde 1991?. En este caso, las expectativas de devaluación pueden ser aproximadas por la diferencia entre la tasa de interés de los depósitos en dólares y los depósitos en moneda nacional.

La figura 3 presenta dichas diferencias para depósitos a uno y dos meses, desde abril de 1993. Un modelo GARCH aplicado a estas variables genera estimados significativos para tanto el cuadrado del error de predicción rezagado como para la varianza condicional rezagada. Este resultado indica, a pesar de existir pocos grados de libertad, una contínua incertidumbre respecto a la devaluación[13]. Por lo tanto, aun en la Argentina, donde el tipo de cambio ha permanecido fijo, la incertidumbre de devaluación puede ser un factor importante que explique la persistencia de la dolarización. Políticas que simplemente estabilicen o fijen completamente el tipo de cambio pero que no disminuyan la incertidumbre respecto al tipo de cambio, no serán efectivas para reducir la dolarización. Por el contrario, si la incertidumbre se incrementa, la dolarización puede aumentar.

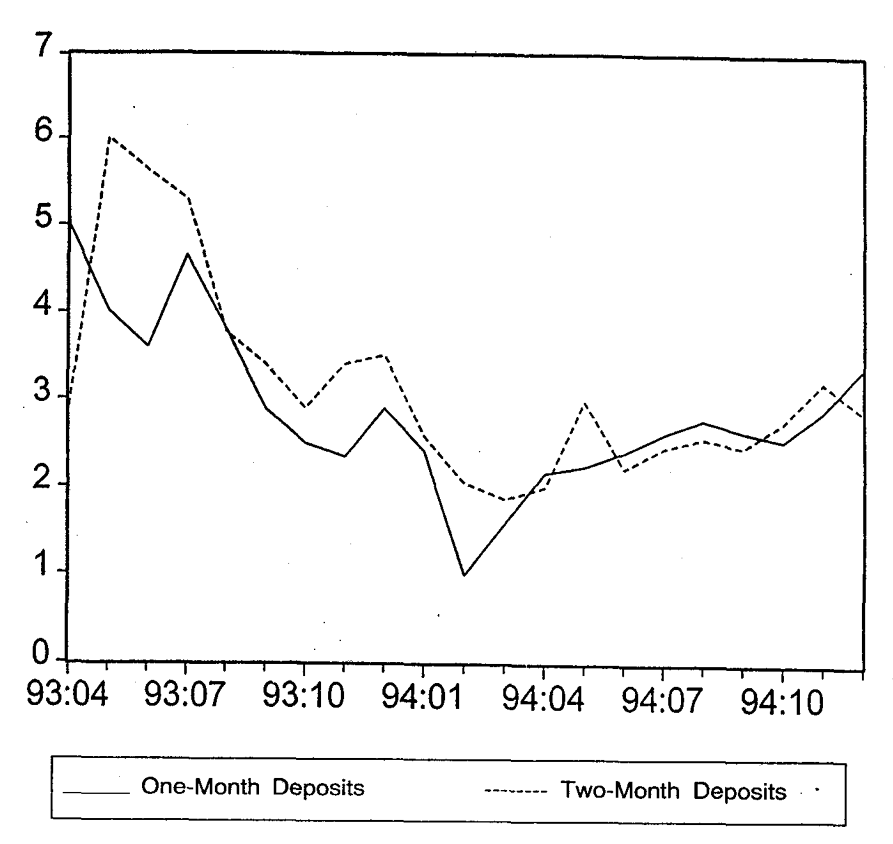
El análisis presentado en este artículo tiene implicanciones sobre la dirección de futuras investigaciones sobre políticas de reforma, particularmente en el sector macro y financiero de los países en desarrollo. Reducir la incertidumbre puede requerir no sólo una política macroeconómica creíble y sostenible, sino también una supervisión efectiva, responsabilidad y transparencia en las instituciones financieras públicas y privadas. En muchos

13 Los estimados GARCH para las ecuaciones son los siguientes:

$$\sigma_1^2 = 3.61 + 0.86\hat{e}_{t-1}^2 + 0.20\sigma_{t-1}^2$$

$$\sigma_2^2 = 0.00 + 0.06\hat{e}_{t-1}^2 + 0.86\sigma_{t-1}^2$$

FIGURA 3: *ARGENTINA: DIFERENCIAS EN LA TASA DE INTERÉS PARA DEPÓSITOS EN PESOS Y EN DOLARES*



países con economías dolarizadas dicha transparencia y responsabilidad está todavía en sus fases iniciales.

REFERENCIAS

ASILIS, Carlos, Parick HONOBAN, y Paul McNELIS
1993 "Money Demand During Hyperinflation and Stabilization: Bolivia, 1980-1988," *Economic Inquiry* 31: 262-273.

BILSON, J.
1979 "Recent Development in Monetary Models of Exchange Rate Determination," *IMF Staff Papers*, Vol. 26.

BOLLERSLEV, Tim
1996 "Generalized Autoregressive Heterokedasticity," *Journal of Econometrics*, 31: 307-27

BOYER, R.
1978 "Currency Mobility and Balance of Payments Adjustment," In B. Putman y S. Wilford (eds.), *The Monetary Approach to International Adjustment*. New York: Praeger.

CALVO, G. A. y C. A. RODRIGUEZ
1977 "A Modelo of Exchange Rate Determination Under Currency Substitution and Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, Vol. 85: 611-625.

CALVO, G. A. y C. A. VEGH
1992 "Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction," *Revista de Análisis Económico*, Vol. 7, (1992): 3-27.

CANTO, V.
1985 "Monetary Policy, 'Dollarization' and Parallel Exchange Rates: The Case of the Dominican Republic," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 4.

DOLADO, Juan J., Tim JINKINSON, y Simon SOSVILLA-RIVERO
1990 "Cointegration and Unit Roots," *Journal of Economic Surveys* 3: 249-273.

FASANO-FILHO, U.
1987 "Currency Substitution and Liberalization: The case of Argentina. Aldehol: Gower Publishing Co.

FRENKEL, J. y C. A. RODRIGUEZ
1982 "Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis," *IMF Staff Papers*, Vol. 29: 1-30.

GIRTON, L y D. ROPER
1981 "Theory and Implications of Currency Substitution," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 13: 12-30.

GRACE, Andrew
1990 *Optimization Toolbox for Use with Matlab*. South Natick. Mass: The Mathworks, Inc.

GUIDOTTI, Pablo E. y Carlos A. RODRIGUEZ
1982 "Dollarization in Latin America: Gresham's Law in Reverse?" *IMF Staff Papers* 39: 518-544.

HALL, Robert E., David M. LILIEN, y Jack JOHNSTON
1994 *Eviews*. Irvine, Calif.: Quantitative Micro Software.

Hendry, David
1995 *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.

HENDRY, David y Neil ERICSSON
1991 "An Econometric Analysis of the U.K. Money Demand" en *Monetary Trends in the United States and the United Kingdon* de Milton Friedman y Anna J. Schwartz, *American Economic Review*, March. 8-38.

JOHANSEN, Soren y Katarina JUSELIUS

1990 "Maximun Likelihood Estimation and Interence on Cointegration-with Application to the Demand of Money," *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 51: 169-210.

KAMIN, S. y Neil ERICSSON
1993 "Dollarization in Argentina". *International Finance Discussion Paper 460*, Board of Governors of the Federal Reserve Board, Washington, D. C.

KHAN, Moshin S.
1977 "Th Variability of Expectations in Hyperinflation," *Journal of Political Economy* 85, 817-827.

KRUEGER, Russel y JIMING Ha.
1995 "Measurement of Co-circulation of Currencies". *Working Papers,* Statistics Department, International Monetary Fund.

MARQUEZ, J.
1987 "Money Demand in Open Economies: A Currency Substitution Model for Venezuela," *Journal of International Money and Finance,* Vol. 6: 167-178.

MACKINNON, J.
1990 "Critical Values for Cointegration". *Working Paper,* University of California, San Diego.

MCKINNON, R.
1982 "Currency Substitution and Instability in the World Standard," *American Economic Review,* Vol. 72 : 320-333.

MILES, M.
1978 "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates and Monetary Independence," *American Economic Review,* Vol. 68.

MILLER, Stephen M.
1991 "Monetary Dynamics: An application of cointegration and Error-correction Modeling," *Journal of Money, Credit and Banking,* 23: 139-54.

NELSON, Daniel B.
1990 "Stationary and Persistence in the Garch (1,1) Moel," *Econometric Theory* 318-24.

ORTIZ, G.
1983 "Currency Substitution in Mexico: The 'Dollarization' Problem," *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 15: 174-185.

PEIERS, Bettina y Jeffrey WRASE
1995 "Dollarization, Hysteresis and the Role of Network Exter-

nalities". *Working Paper*, Anderson Graduate School Management, University of California at Berkeley.

RAMIREZ-ROJAS, L.
1985 "Currency Substitution in Argentina, Mexico and Uruguay," *IMF Staff Papers*, Vol. 32: 153-176.

ROJAS-SUAREZ, L.
1992 "Currency Substitution and Inflation in Peru," *Revista de Análisis Económico*, Vol. 7: 153-176.

SWEENEY, Richard J.
1988 "Inflation Risk and the Speed of Adjustment in Short-Run Money Demand Functions," *Economics Letters* 3: 271-76.

URIBE, Martin
1995 "Hysteresis in a Simple Model of Currency Substitution: *International Finance Discussion Paper 509*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D. C.